

## CARF ワーキングペーパー

CARF-J-050

### アナリスト予想と利益情報の Value Relevance

東京大学大学院経済学研究科  
大日方隆

2008 年 6 月

❖ 現在、CARF は AIG、シティグループ、第一生命、日本生命、野村ホールディングス、みずほフィナンシャルグループ、三井住友銀行、三菱東京 UFJ 銀行、明治安田生命（五十音順）から財政的支援をいただいております。CARF ワーキングペーパーはこの資金によって発行されています。

CARF ワーキングペーパーの多くは  
以下のサイトから無料で入手可能です。  
[http://www.carf.e.u-tokyo.ac.jp/workingpaper/index\\_j.cgi](http://www.carf.e.u-tokyo.ac.jp/workingpaper/index_j.cgi)

このワーキングペーパーは、内部での討論に資するための未定稿の段階にある論文草稿です。著者の承諾無しに引用・複写することは差し控えて下さい。

# Analysts' Earnings Forecasts and the Value Relevance of Earnings<sup>†</sup>

**Takashi OBINATA**

University of Tokyo, Faculty of Economics

Bunkyo-ku, Hongo, 7-3-1, Tokyo, Japan

June 2008

## Abstract

The value relevance of earnings information depends on the information environments that investors face. In general, under the highly uncertain circumstances, information is not completely nor instantly reflected in stock prices and so the value relevance of earnings is low. The purpose of this paper is to estimate the uncertainty of information environments by data of analysts' earnings forecasts and to investigate the relationship between the uncertainty and the relevance of earnings in JP and US market. In US, though the dispersion of forecasts causes subsequent positive returns, it makes the value relevance of earnings higher. However, it seems that the divergence of opinion does not determine the information environments in JP. In JP, we cannot find the evident relationship between the dispersion and the relevance of earnings. On the other hand, analyst coverage does not affect the relevance of earnings in US while the earnings is more value relevant for firms covered by analysts than firms uncovered in JP. Moreover, the effect of optimistic forecast errors on the value relevance of earnings differs between JP and US. Our results show that earnings is value relevant and earnings information is almost efficiently reflected in stock prices while the subsequent anomalous returns concerning analysts' forecasts exist. Empirical evidence indicates that the information environments in JP are different from that in US and that the relationship between environments and the relevance of earnings also differs. This paper provides the valuable evidence against prior international comparative studies that neglect the differences in information environments.

*Keywords:* earnings forecasts, value relevance, anomaly, Japan

---

<sup>†</sup> This paper is written for the report of special committee (chairman, Professor Hisakatsu Sakurai, Kobe University) in Japanese Accounting Association (JAA). The report will be disclosed in public at the annual meeting of JAA in this summer. Please don't quote the contents in this paper till the committee report is publicly disclosed. I acknowledge many helpful comments by committee members.

# アナリスト予想と利益情報の Value Relevance

大 日 方 隆  
(東 京 大 学)

2008 年 6 月

## 要 約

利益情報の価値関連性 (value relevance) は、投資家が直面している情報環境に依存している。一般に、不確実性が高い環境では、情報が株価に不十分にしか反映されず、利益の価値関連性も低いであろう。この研究は、アメリカ市場と日本市場とを対象として、アナリストの利益予想データから情報環境の不確実性を推定し、その不確実性と利益の価値関連性との関係を分析したものである。アメリカでは、アナリスト予想のバラツキが大きいほど、情報環境の不確実性が高い (将来リターンが大きい) にもかかわらず、利益の価値関連性は高くなっていた。他方、日本では、そのバラツキは情報環境を規定していないようであり、利益の価値関連性の高低と明白な関係は観察されなかった。逆に、アナリストの数は、アメリカでは利益の価値関連性に有意な影響をあたえていないが、日本では、アナリストが利益予想をしている企業ほど、利益の価値関連性は高かった。アナリストの楽観的な予測誤差と利益の価値関連性との関係も、日米で異なっていた。分析の結果、利益情報が value relevant であり、かつ、それがおおむね効率的に株価に反映されていても、アナリストの利益予想をめぐる将来リターンのアノマリーが存在することがあきらかとなった。この研究の実証結果は、アメリカと日本では情報環境が異なっているばかりでなく、情報環境と利益の relevance との関係も異なっていることを示している。これらの分析結果は、情報環境の相違を無視している従来の国際比較研究にたいして貴重な証拠を提供している。

キー・ワード : earnings forecasts, value relevance, anomaly, Japan

# アナリスト予想と利益情報の Value Relevance

## 1 はじめに

投資家は、一般に、企業にかんする情報に含まれるノイズが多ければ、それを完全に信頼できないから、その情報を割り引いて利用するであろう。企業の投資成果の不確実性が高い場合、企業にかんする情報のノイズは増え、投資家の情報を利用した意思決定のリスクも高まる。そのような状況は、情報環境のリスクあるいは不確実性が高いと評されている。情報環境の不確実性が高い場合には、投資家は利益情報も割り引いて利用するであろう。そのとき、利益の情報内容のすべてがただちには株価に反映されないと予想され、利益の価値関連性（value relevance）は低くなると考えられる。

この研究の第1の目的は、アナリストの予想利益のバラツキなどの変数を情報環境の代理変数としたとき、情報環境の企業ごとの違いが、利益の価値関連性に違いをもたらすのかを検証することである。第2の目的は、情報環境と利益の価値関連性との関係が、アメリカと日本で同じであるのか否かを確かめることである。利益の価値関連性を国際的に比較して、それが高い国の会計基準のほうが高品質であると主張している研究もあるが、2つの点で誤っている。第1に、利益の価値関連性は広い意味での経済環境にも規定されているから、その経済環境の相違を無視したまま国際比較はできないからである。第2に、この研究で分析対象としているように、情報環境と利益の価値関連性との関係はどの国でも同じであるという証拠は、いまだないからである。

この研究の分析によると、アメリカでは、アナリスト予想のバラツキは企業のリスクと有意な関係があり、それが大きいほど、利益の価値関連性は高くなっていた。他方、日本では、そのバラツキと将来リターンとの関係は有意ではないのと同時に、利益の価値関連性の高低と明白な関係は観察されなかった。日本では、アナリスト予想のバラツキは情報環境を規定していないと考えられる。この結果は、そもそも情報環境が日米で異なっていることを示している。それとは逆に、アメリカではアナリストの数と利益の価値関連性とのあいだに有意な関係はないものの、日本では、アナリストが利益予想をしている企業ほど、利益の価値関連性は高かった。アナリストの楽観的な利益予想誤差と利益の価値関連性との関係も、日米で異なっていた。さらに追加的分析の結果、利益情報が value relevant であり、かつ、それがおおむね効率的に株価に反映されていても、アナリストの利益予想をめぐる将来リターンのアノマリーが存在することがあきらかとなった。この研究の実証結果は、アメリカと日本では情報環境が異なっているばかりでなく、情報環境と利益の価値関連性との関係も異なっていることを示している。これらの分析結果は、情報環境の相違を無視している従来の国際比較研究にたいして貴重な証拠を提供している。

この論文の以下の構成は、次のとおりである。2 節では、先行研究のレビューをして、アナリストの利益予想と情報環境との関係を説明する。3 節では、予備的考察と仮説設定を行う。4 節では、情報環境と利益の価値関連性との関係についての分析結果を示す。5 節では、追加的な分析によって、利益情報にたいして市場が効率的であることを確認する。6 節は、この研究の結論である。

## 2 先行研究

投資家の意思決定にかんして、最近では、投資家が直面している企業の情報環境の不確実性の高低 (information risk) と将来のリターン的大小との関係が注目されている。投資家は、決算情報が公表される以前に、企業についてなんらかの情報を入手しており、一定の情報環境のもとで会計情報を利用していることがあきらかにされている。たとえば、経営者の利益予測、株式取引量、機関投資家の株式保有比率、アナリストの数、アナリストの利益予想値のバラツキ、リターンのボラティリティ、企業の年齢、企業の会計方針、情報精度についての過去の実績、経営者の戦略的な自発的情報開示、配当政策などが投資家の意思決定や行動に影響をあたえている (Lipe, 1990; Graham and King, 1996; Utama and Cready, 1997; Barron et al., 1998; Chen et al., 2002; Donnelly and Lynch, 2002; Gelb and Zarowin, 2002; Jambalvo et al., 2002; Mikhail et al., 2003; Botosan et al., 2004; Christensen et al., 2004; Piotroski and Roulstone, 2004; Mitra and Cready, 2005; Pownall and Simko, 2005; Verdi, 2005; Bhat et al., 2006; Hanlon et al., 2006 など多数)。

そのような情報環境のうち、これまで大きな関心を集めてきたのは、アナリストの利益予測である。投資家はアナリストの利益予測を利用すると考えられており、利益予測の状況が、投資家が直面している環境を表現していると解されるからである。比較的早い時期から注目されたのは、アナリストの数 (analyst coverage) である (たとえば, Collins et al., 1987; Freeman, 1987; Atiase et al., 1988; Lobo and Mahmoud, 1989)。アナリストの数が多いほど、個々のアナリストが収集した私的情報が株価に反映されている (投資家に知られている) ため、一般に、情報はより効率的に証券価格に反映される環境にある。すなわち、その企業の会計情報は速やかに、かつ、適切に株価に反映されると解されている。会計情報にたいする市場の反応が企業間で異なるとき、このアナリストの数は、その反応のバラツキを検証するさいの説明変数やコントロール変数として、多くの研究で利用されている (Bhushan, 1989; Dempsy, 1989; Dowen, 1989; O'Brien and Bhushan, 1990; Brennan et al., 1993; Lys and Soo, 1995; Lang and Lundholm, 1996; Trueman, 1996; Botosan, 1997; Walther, 1997; Branson et al., 1998; Alford and Berger, 1999; Hong and Lim, 2000; Elgers et al., 2001; Ayers and Freeman, 2003; Ackert and Athanassakos, 2003; Lang et al., 2003, 2004; Christensen et al., 2004; Mensah et al., 2004; Mikhail et al., 2004; Doukas et al., 2005; Kanagaretnam et al., 2005; Mohanram, 2005; Pownall and Simko, 2005; Das et al., 2006; Doyle et al. 2006 など)。

最近、とくに注目されているのは、アナリストの利益予想値のバラツキ (divergence, dispersion) である。これまでの実証研究では、アナリストにとっての不確実性が大きいとき、利益予想値のバラツキが大きくなるといわれている。さらに、そのバラツキが大きいと、1) 将来のキャッシュフローの予測にあたって追加的な情報を必要とするために、投資家の反応に時間を要するとか、2) 空売り規制の影響 (Boehme et al., 2006) や (セル・サイド) アナリストの自己選択 (McNichols and O'Brien, 1997; Bradshaw, 2002) の影響が大きいため、当初の判断が楽観的で後に是正されるという事態が生じる (バラツキが大きいとリターンが小さい) とか、3) アナリスト予想のいずれかが株価に反映されない可能性が高まり、それだけリスクが高くなると解されている (Miller, 1977, 2000; Ajinkya and Gift, 1985; Stober, 1992; Barron, 1995; L'Her and Suret, 1996; Ackert and Athanassakos, 1997; Bamber et al., 1997; Barron et al., 1998; Barron and Stuerke, 1998; Das et al. 1998; Han and Manry, 2000; Ang and Ciccone, 2001; Beneish et al. 2001; Chen and Cheng, 2001; Ghysels and Juergens, 2001; Houge et al., 2001; Barron et al., 2002a; Chen et al., 2002; Diether et al., 2002; Dische, 2002; Kwon, 2002; Baik and Park, 2003; Copeland et al., 2004; Doukas et al., 2004, 2006a, 2006b; Johnson, 2004; Liu et al., 2004; Wu, 2004; Barron et al., 2005a, 2005b; Park, 2005; Scherbina, 2005; Gao et al., 2006; Garfinkel and Sokobin, 2006; Sadka and Scherbina, 2006; Alexandridis et al., 2007; Anderson et al., 2007 など)。

たとえば、アノマリーに関連した研究である Doukas et al. (2004) では、アナリストの利益予想値のバラツキが大きいほど、小型株プレミアムやバリュー株プレミアムが大きくなると報告されている。Roulstone (2003) は、市場のマイクロ・ストラクチャーを分析し、アナリストの数が増えるほど株式の流動性が増す一方、利益予想値のバラツキが大きいほど流動性は低下すると報告している。Qu et al. (2003) は、利益予想値のバラツキを情報リスクととらえて、そのリスクがミスマイズされているかを検証した。そのバラツキを利用したゼロ・コスト投資戦略によって、小規模企業については、超過リターンが得られると報告している。

この研究では、アナリスト予想のバラツキ、アナリストの数、予想誤差の3変数(metrics)によって、情報環境をとらえることにし、その情報環境が利益情報の value relevance にどのような影響をあたえるのかを分析する。その分析において、情報環境の影響を「利益情報と現在株価との関係」だけでなく、「利益情報と将来リターンとの関係」を含めて、統合的に分析することが重要な特徴になっている。情報環境と将来リターンとの関係をめぐる従来の研究の多くは、暗黙のうちに、市場の効率性を否定しているが、この研究はそれと正反対に、市場の効率性を前提として、利益の value relevance を検証する。そのことと、アナリストの利益予測に代理される情報環境が将来リターンと有意な関係をもつことは、必ずしも矛盾しない。つまり、アノマリーと呼ばれる特定の現象の存在を前提としてもなお、市場の効率性を前提とする利益の relevance 研究が成立することが、この論文によって証明される。

### 3 予備的考察と仮説設定

#### 3.1 サンプルと利益予想の変数

この研究では、アナリストの利益予想のデータ・ベースである I/B/E/S を利用して、アメリカ企業と日本企業のそれぞれを分析対象とする。アメリカ企業の財務諸表データは、CRSP/ COMPUSTAT Merged Database – Industrial Annual から、株価とリターンのデータは、CRSP Monthly Stocks から入手した。他方、日本企業については、それぞれ、『日経 NEEDS 財務データ』と『日経株式ポートフォリオ・マスター』から入手した。アナリストの利益予想データは、I/B/E/S Summary から入手し、通貨コード (currency code) を利用して、アメリカ企業は USD、日本企業は JPY を目印にして、データを接合した。これらアメリカ企業のデータと I/B/E/S データはすべて、ペンシルベニア大学ウォートン校の WRDS システムを通じて入手した。

アメリカ企業は、地方の証券市場を除く公開企業 (NYSE, AMEX, NASDAQ, OTC) のうち、金融業 (SIC CODE が 6,000 番台) を除く企業であり、決算月数が 12 か月の 12 月決算企業を選択した。分析期間は、I/B/E/S データが入手できる 1975 年度から 2006 年度までの 32 年間、64,193 社一年がサンプルとなっている。他方、日本企業は、非金融業であり、1 年決算の 3 月決算企業を選択した。分析期間は、連結財務諸表を開示する企業が一定数に達した 1983 年度 (1984 年 3 月期) から 2006 年度 (2007 年 3 月期) までの 24 年間、19,128 社一年がサンプルとなっている。これらのサンプルは、いずれも外れ値処理のために、基本的分析で用いる変数 (株価、利益、交差項) の上下各 1% を除外したものである。全サンプルで OLS 回帰をしたところ、異常な結果が観察されたため、OLS 回帰の適用を不可とするような外れ値は、除外している。

サンプルの分布は、Table 1 に掲載されている。アメリカ企業のすべては I/B/E/S の調査対象に含まれている。他方、日本企業については、I/B/E/S のカバー率が年々低下傾向にあり、平均して 7 割前後の企業について、利益予想データが得られている。以下では、アメリカ企業と日本企業とで、同一の変数作成方法、同一の分析方法を採用するものの、日本企業には、利益予想データが存在しない企業もあるために、アメリカと日本の厳密な比較はできない<sup>1</sup>。そのようなデメリットはあるものの、利用可能な日本の全サンプルを分析対象とし、利益予想データが入手可能なものにサンプルを限定していない。その点でのサンプル・セレクション・バイアスは回避されている。

この研究では、I/B/E/S データ・ベースを利用して、以下の変数を作成し、それぞれを企業の情報環境の変数とみなしている。

---

<sup>1</sup> さらに、わが国の経営者による業績予測の公表制度はアナリストの利益予想活動に影響をあたえていることは従来から指摘されており、経営者の業績予想制度の有無という点でも、アメリカと日本を直接比較することは難しい。なお、経営者の業績予想については、太田 (2006) が包括的サーベイを行っている。

$DISP$  = アナリスト予想のバラツキ (標準偏差  $stdev$  / [平均  $meanest$  の絶対値])

$COVER$  = I/B/E/S の最終調査時点で利益予想をしたアナリストの人数  $numest$  を各年度内で順位付けし、その順位を 0 と 1 のあいだに等間隔で並べたもの

$FE$  = コンセンサス予想 (予想値メディアン  $medest$  - 実績値  $actual$ )

$OPTFE$  = 楽観的予測誤差 / 前期末株価 (負の期待外利益)

$PESFE$  = 悲観的誤差 / 前期末株価 (正の期待外利益)

上記の  $FE$  を計算するときの実績値は、アナリスト予測と対応した I/B/E/S の公表値である<sup>2</sup>。I/B/E/S の公表実績値と財務諸表上の利益とは、2 つの点で異なっている。第 1 に、アナリストの予想と対比するため、I/B/E/S の実績値からは、アナリストが予想し得ない異常項目などが除かれている。第 2 に、時系列比較を可能とするため、I/B/E/S の実績値は株式分割などが修正されている。他方、この研究では、実績利益 ( $EARN$ ) として、アメリカ企業については税引前利益 ( $pretax\ income$ ) に特別損益 ( $special\ items$ ) を戻し入れた額を採用し、日本企業については経常利益を採用している。なお、利益 ( $EARN$ ) と I/B/E/S の実績値 ( $actual$ ) との差については、Appendix で簡単な比較分析をしている。

また、この研究では、 $value\ relevance$  を問う対象は、決算から 4 か月後の株価であり、リターンは、その 4 か月後から始まる 1 年間のリターン (月次リターンの積算による) である。つまり、12 月決算のアメリカ企業の期末株価は、4 月末時点の株価であり、3 月決算

---

<sup>2</sup> 本文で述べた理由のほか、情報環境の変数を I/B/E/S データだけで独立に定義することにより、公式 (filing) 利益の  $value\ relevance$  の分析をシンプルにすることが考慮されている。かりに、予測値と公式利益との差を  $UE$  とすると、それと公式利益との交差項は、公式利益の 2 次の変数となり、解釈が難しくなることも、判断根拠のひとつになっている。

なお、第 1 の点については、I/B/E/S のマニュアル (p. 2) において、下記のように記述されている。

With very few exceptions analysts make their earnings forecasts on a continuing operations basis. This means that I/B/E/S receives an analyst's forecast after discontinued operations, extra-ordinary charges, and other nonoperating items have been backed out. While this is far and away the best method for valuing a company, it often causes a discrepancy when a company reports earnings. I/B/E/S adjusts reported earnings to match analysts' forecasts on both an annual and quarterly basis. This is why I/B/E/S actuals may not agree with other published actuals; i.e. newspaper reports; other databases.

A related issue is the restatement of earnings from a prior period. Occasionally a company will alter its treatment of an item on its income statement, which will result in the restatement of prior period's EPS numbers. At I/B/E/S, reported earnings are not restated. The reason for this is the preservation of the historical relationship between analysts' forecasts and reported earnings, based on the information that was known at that time. Consequently, reported earnings in the I/B/E/S database may not exactly match earnings that appear in a company's earnings releases.

さらに、第 2 の点については、次のように説明されている (マニュアル, p. 2)。

When a stock split occurs, I/B/E/S immediately adjusts all current as well as historical estimates and actuals for consistency in reflecting the current capitalization. File 4 contains split factors and dates for those users who wish to adjust back historical estimates to reflect the values as they were at the time (pre-split). Likewise, I/B/E/S maintains a staff of research analysts to examine incoming data for stock splits, extraordinary items, accounting changes, anomalies, and inconsistencies. Our rigorous quality control processes ensure consistency and comparability in estimates. A wide range of estimates reflects a wide range of analyst opinion—not the mixing of estimates on different accounting bases.



の日本企業の期末株価は、7月末時点の株価である。リターンはそれぞれ、5月から4月までの12か月間、8月から翌年7月までの12か月間で計算されている。このような選択をしたのは、①実際の決算公表の時期と投資家の情報処理に要する十分な時間を考慮したためと、②I/B/E/Sの最終調査結果を利用するにあたり、決算日後にI/B/E/Sが調査した利益予想データを分析に含めているためである<sup>3</sup>。

これらの各変数の記述統計量は、Table 2 にまとめた。これらはいずれも、外れ値を除外したサンプルによるものである。

### 3.2 予備的考察

情報環境を表す変数の経験的意味を確認するため、本題の分析に先立って、3つの予備的分析を行った。この予備的分析では、将来の発展的分析に役立てるために、外れ値サンプルを除外せずに、入手できた全サンプルを対象に分析した。まず、FEのメディアンについて、それぞれの符号が有意に偏っているか否かを検証した。従来、アナリスト予想が楽観的な方向に偏っていると繰り返し指摘されている。その通りであれば、FEは正の方向に偏っているはずである。その偏りの有無を確かめるため、マン・ホイットニーの符号付き順位和検定を行った。その結果は、Table 3 に掲載されている。

Panel A はアメリカの結果である。有意な偏りは、いずれもFEが正の方向で観察されているが、それが有意である年度は予想外に少ない。つまり、アナリスト予想がつねに楽観的であるといえるほど規則的な偏りは、この研究の変数FEに存在しているわけではない。他方、Panel B は日本の結果であり、若干の年度を除き、大多数の年度でFEは正の方向に偏っている。これは、日本のアナリスト予想が楽観的であることを示している。

つぎに、利益予想をするアナリストの人数(COVER)と、同年度のリターン、前年度の企業規模(株式時価総額)、前年度の簿価時価比率(B/M; book-to-market)との関係を回帰分析によって確かめた。ただし、この回帰では、企業規模を各年の基準化順位に変換している。企業規模が年度効果の代理変数になることを避けるためである。分析には、Fama – MacBethの2段階回帰(系列相関を補正済)と固定効果モデルの2種類の回帰を採用した。結果は、Table 4 に掲載した。なお、前期末データを利用するため、分析開始年度は、アメリカは1976年度、日本は1984年度になっている。

アメリカの場合(Panel A)、Fama – MacBeth回帰によると、株式時価総額が大きいほど、また、簿価時価比率が高いほど、アナリストの数が多い。しかし、固定効果モデルによると、有意であるのは簿価時価比率だけであり、しかも、その符号は逆の負である。一方、

<sup>3</sup> この点について、I/B/E/Sのマニュアル(p. 2)では、次のように説明されている。

A frequent misconception among users of financial estimate data is that the day after a company's fiscal year ends, (based upon the calendar) FY1 estimates shift to the new calendar year. In the I/B/E/S database, an estimate remains in the database as an estimate until the company actually reports earnings to the marketplace. In the US this can be as long as 90 days after the end of a fiscal year period. For many non-US markets this period can be even longer, ranging up to 6 months after the close of a business period. Whatever the grace period, the FY1 estimate will remain until the company reports earnings.

日本の場合（Panel B）、株式時価総額については、アメリカの場合と同様の結果を示しているが、固定効果モデルそのものが有意ではない。かつて企業規模は利益予想をするアナリストの数と連動していると想定された時期もあったが、Table 4 の結果は、それを否定していないものの、必ずしも強くは支持していない。

最後の予備的考察として、下記の回帰式によって、情報環境と将来リターンとの関係を分析した（企業  $i$  については表記を省略）。この結果は、Table 5 に記載した。なお、将来リターンを被説明変数としているため、分析終了年度は、アメリカも日本も 2005 年度である。

$$R_{t+1} = \alpha + \beta_1 R_t + \beta_2 \ln\_SIZE_t + \beta_3 BM_t + \gamma_1 DISP_t + \gamma_2 COVER_t + \gamma_3 OPTFE_t + \gamma_4 PESFE_t + u_{t+1} \quad (1)$$

アナリスト予想のバラツキを表す  $DISP$  は、多くの先行研究が情報リスクであると位置づけて、将来リターンと負の関係があることを報告しているが、アメリカについては、固定効果モデルにおいてそれと整合的な符号になっている。ただし、その係数は 5%水準で有意ではない。他方、日本については、 $DISP$  と将来リターンとの間に有意な関係は観察されない。

日本のサンプルでは、固定効果モデルにおいて、アナリストの数と将来リターンとの正の関係が示されている。アナリストの数が多いほど、一般に情報はより効率的に株価に反映されると考えるのが支配的な定説であるから、そもそも、アナリストの数と将来リターンとが有意な関係にあることは、異常な結果である。ただし、その有意水準は低く、Fama – MacBeth 回帰では、その正の関係は観察されないから、それをアノマリーとはいえないであろう。

楽観的予測誤差（ $OPTFE$ ）と悲観的予測誤差（ $PESFE$ ）は、アメリカでも日本でも、将来リターンと有意な関係は観察されない。いわゆる PEAD (post earnings announcement drift) との連想から、両者が将来リターンと有意な関係があることが想像されたが、結果はその想定とは異なっていた。

もっとも、ここでの  $FE$  の定義は、PEAD の研究で採用されるものと違っている。通常、リターン測定開始時点の株価や予測誤差の標準偏差などによって、期待外利益が基準化されることが多いが、この研究では、期末時点の value relevance を問題にする（期末株価を内生変数とみなす）ため、前期末時点の株価によって基準化されている。また、実績値は、すでに述べたように、財務諸表上の利益ではなく、I/B/E/S の公表値が採用されている。さらに、リターンは、超過リターンではなく、生のリターン（raw return）であり、翌期の決算公表日を超えて年間リターンが測定されている。したがって、ここでの結果から、PEAD (post earnings announcement drift) を否定することはできない。

なお、Table 5 において、日本では size 効果と B/M 効果が検出されていない点には、この研究の主題とは直接関係はないものの、注目しておいてよいであろう。

### 3.3 仮説設定

この研究の分析に用いる基本的な回帰モデルは、次のように表される（企業  $i$  については表記を省略）。

$$P_t = \alpha + \beta_1 EARN_t + \beta_2 X_t * EARN_t + \beta_3 LOSS_t + u_t \quad (2)$$

上記の  $X$  は情報環境を示す変数である。 $P$  は決算後株価を前年株価で除した値であり、アメリカの場合は4月末時点、日本の場合は7月末時点で測定される。 $EARN$  は、財務諸表上の実績利益であり、アメリカの場合は税引前利益に特別項目を戻し入れた額、日本の場合は経常利益であり、いずれも前期末でデフレートされている。 $LOSS$  は、損失をコントロールするための変数であり、 $EARN$  が負の場合にはその値、非負の場合にはゼロである。

以下の分析で着目するのは、情報環境変数と利益との交差項にかかる係数 $\beta_2$ の符号である。利益情報の *value relevance* の程度を測る尺度は多様であり、いまだ定説はないが、この研究では、資本化係数 $\beta_2$ に焦点をあてる。一般に、利益の持続性（にたいする投資家の期待）が高かったり、利益情報の信頼性が高かったりすると、その係数は大きくなる。他方、リスクが大きく、割引率（資本コスト）が大きいと、その係数は小さくなる。そのことを考慮すると、それぞれの情報環境の変数にかんする仮説は以下のようにまとめられる。

#### **DISP**

アナリストの利益予想のバラツキが大きい状況は、「投資家が直面する情報の不確実性が高く、リスクが大きいこと」を意味するとすれば、前述の割引効果によって、大きな *DISP* は資本化係数を低めるはずであり、交差項の係数は負になるであろう。

#### **COVER**

高い *COVER* によって、多数のアナリストの多様な私的情報が株価に反映されているとすれば、多様な情報のスクリーニングも迅速かつ適切に行われるであろう。つまり、当該企業について情報効率性は高く、利益の情報価値も上昇すると期待される。その場合、交差項の係数は正になると予想される。

#### **FE**

実績利益の側に一時的利益が含まれることによって、*FE*が生じるのか、それとも、アナリストの予測精度が低いことによって生じるのか、簡単には区別できない<sup>4</sup>。従来、*PEAD* をめぐる議論では、期待外利益が持続的であると暗黙のうちに仮定されているが、その論

<sup>4</sup> アナリストの予測誤差にかんする先行研究の多くが、実績利益の側に一時的利益が含まれていることを無視したまま、すべてを予測精度の問題に還元するという過ちを犯している。

理的保証はなく、期待外利益が一時的利益であれば、投資家の期待は改訂されない可能性が高い。その場合、株価が反応しなくても、不思議ではない。かりに、持続的利益にたいする予測誤差にたいして市場が反応すると仮定すれば、予測誤差が大きいほど、①アナリストと投資家が直面する情報に不確実性が高い、②利益情報の信頼性が低い、③実績利益は一時的な利益を多く含む、などと投資家は解釈すると予想される。その場合、資本化係数は小さくなるであろう。したがって、交差項の係数の符号は負になると期待される。

以上の3つの仮説は、情報環境の変数と実績利益との交差項にかかる係数の符号検定を通じて、検証される。

## 4 分析結果

### 4.1 単一変数の分析

最初に、情報環境の変数のそれぞれの大小にしたがってサンプルを3グループに分割したうえで、以下の回帰式により利益情報のvalue relevanceを年度別クロス・セクションで分析した（企業*i*については表記を省略）。なお、この分析はシンプルな分析であるため、外れ値のサンプルを除外せずに、全サンプルで分析を行っている<sup>5</sup>。

$$P_t = \alpha + \beta_1 LOW * EARN_t + \beta_2 MID * EARN_t + \beta_3 HIGH * EARN_t + \beta_4 LOSS_t + u_t \quad (3)$$

*LOW* = 情報環境変数が小さい1/5の企業グループのダミー変数

*MID* = 情報環境変数が中位の3/5の企業グループのダミー変数

*HIGH* = 環境変数が大きい1/5の企業グループのダミー変数

情報環境の相違は、(3)式の係数 $\beta_1$ と $\beta_3$ の比較によって検証させる。Table 6 は、*DISP*, *COVER*, *|FE|*のそれぞれについて、係数の*F*検定の結果をまとめたものである。太字は係数の格差が、5%水準で統計的に有意であることを表している。符号の欄に>とあるのは、 $\beta_1 > \beta_3$ であることを示しており、情報環境変数が大きい企業グループほど、資本化係数が小さいことを意味している。なお、*DISP*と*FE*が欠損値であるサンプルは分析から除かれているが、日本でI/B/E/Sの調査対象外の企業はアナリスト数をゼロとして、分析に含めている。

まず、*DISP*について、Panel Aのアメリカでは、グループ間で係数に有意な格差が観察される年度は少ない。係数の格差が有意である場合も、符号は一定ではない。したがって、*DISP*が大きいほど資本化係数が小さいという仮説は支持されない。Panel Bの日本では、仮説は完全に棄却されないが、支持される年度は少ない。

つぎに、*COVER*について、アメリカでは、係数のグループ間格差が有意であるとき、そ

<sup>5</sup> 外れ値を除外したサンプルについても分析を行ったが、議論の本質に影響をあたえるような結果は得られなかった。

の符号の向きは仮説と整合的であるものの、それが有意である年度は少ない。他方、日本では、係数の格差が有意である年度は少ないものの、符号が仮説とは逆になっている結果が目立っている。これらの結果から、アナリストの数が多いほど資本化係数が大きくなるとはいえない。

最後に、 $|FE|$ について、アメリカでは、係数の格差が有意であるとき、1979 年度を除いて、 $|FE|$ が小さいグループのほうが資本化係数は大きくなっている。これは、仮説と整合的な結果である。ただし、係数の格差が有意である年度は少ない。他方、日本では、係数が有意な年度は多いとはいえないものの、符号の向きは、その仮説と整合的である。ここでの結果は、仮説を強くは支持していないものの、棄却はしていない。

なお、ここでの分析には、重大な限界があることも承知しておかなければならない。サンプルのサブ・グループを対象として、グループ間格差を検証する分析からは、全体的傾向は判明しない。そればかりか、両側の極端な値に分析結果が左右されてしまう危険がある。また、情報環境変数と資本化係数との関係が線形関係にあるのか、U 字型関係にあるのかという規則性はわからない。この節のシンプルな分析からは、あまり明確なことはいえないため、次項のより進んだ分析が必要になる。

## 4.2 複数変数の分析

ここでは、アナリスト予想の変数の複数を同時に利用して、情報環境と利益の *value relevance* との関係を分析する。回帰モデルは、次の通りである（企業  $i$  については表記を省略）。

$$P_t = \alpha + \beta_1 EARN_t + \beta_2 DISP_t * EARN_t + \beta_3 COVER_t * EARN_t + \beta_4 OPTFE_t * EARN_t + \beta_5 PESFE_t * EARN_t + \beta_6 LOSS_t + u_t \quad (4)$$

$P$  = アメリカは 4 月末時点の株価、日本は 7 月末時点の株価

$EARN$  = アメリカは特殊項目控除前利益、日本は経常利益

$DISP$  = アナリスト予想の標準偏差／予想平均の絶対値

$COVER$  = 利益予想を公表しているアナリストの数

$OPTFE$  = 正の予測誤差（予測値－実績値）／前期末株価

$PESFE$  = 負の予測誤差（予測値－実績値）／前期末株価

なお、日本のサンプルについては、アナリスト予想データの有無によるサンプル・セクション・バイアスを防ぐため、アナリスト予想データがないサンプルについては、交差項をゼロとして、回帰分析に含めている。また、外れ値の判定は、株価、利益、および交差変数のそれぞれについて行い、上下 1% を分析から除いている。

変数間の相関関係は、Table 7 にまとめた。Panel A はアメリカのサンプルであり、利益、アナリスト予想のバラツキ（の交差項）は期末株価水準と正の関係、アナリストの数（の

交差項)はそれと負の関係にある。Panel B は日本のサンプルであり、アナリスト予想のバラツキ (の交差項) とアナリストの数 (の交差項) は期末株価水準と正の関係にある。なお、利益とアナリストの数の交差項の相関係数は高く、深刻な多重共線性が懸念されるが、その交差項を除いても、以下の議論に本質的な影響はなかったため、以下の Table には、それを含めた結果を示している。

回帰分析の結果は、Table 8, 9 にまとめた。いずれも Panel A はアメリカのサンプルの結果であり、Panel B は日本のサンプルの結果である。Table 8 は、Fama and MacBeth (1973) の方法によって統合した結果、いわゆる 2 段階回帰の結果である。これは、年度別クロス・セクションの回帰から得られた各偏回帰係数について、分析期間の平均値にたいして  $t$  検定を行う方法である。通常の Fama and MacBeth の方法では、各年度の偏回帰係数がランダムに生じていると見なされ、時系列で偏回帰係数がどのように変化したかは無視される。しかし、利益資本化モデルの偏回帰係数の大きさは、利子率などのマクロ経済環境の影響を受けており、その影響は時系列で相関性をもっている。したがって、偏回帰係数にも、時系列相関が生じている可能性がある。その場合に、Fama and MacBeth の方法をそのまま適用してもよいのかについては、疑問が残る。そこで、この論文では、Fama and MacBeth の 2 段階目の回帰において、Newey – West の方法で系列相関を補正した標準偏差を計算し、 $t$  検定を行うことにした。その推定結果は Table 9 に掲載した。

さらに、分析対象データはパネル構造になっているので、固定効果モデルによる分析も試みた。その結果は、Table 10 に記載されている。ただし、分析期間がアメリカで約 30 年、日本で約 20 年と長期にわたるため、この間に基本的な構造が変化している可能性もある。それが変化していると、全体期間の固定効果モデルからは、有意な結果が得られない可能性がある。とはいえ、事前に理論的な決め手がないまま、恣意的に分析期間を分割するわけにもいかない。そこで、この論文では、分析期間を分けずに固定効果モデルによって推定し、これ以外の分析結果とあわせて総合的に判断することにした。

まず、アナリスト予想のバラツキ ( $DISP$ ) については、アメリカにおいて明瞭な結果が得られている。Table 8, 9 の両方において、交差項の係数は有意な正である。これは、仮説とは逆の結果である。この結果は、アナリスト予想のバラツキが大きく、投資家の情報環境の不確実性が高いほど、逆に、実績利益情報の信頼性は高まることを示している。アナリスト予想のバラツキが大きいとリスクが高くなる効果を相殺してもなお、その信頼性が高い効果のほうが上回っているのであろう。アナリスト予想のバラツキが利益の *relevance* と将来リターンとで正負の異なる関係をもつことは、従来の研究にはない新規の発見であり、今後、さらなる研究が必要であろう。

他方、日本では、 $DISP*EARN$  の係数の符号は、他の変数があるか否かによって異なり、結果は不安定である。Table 8 の Fama – MacBeth 回帰による Model 5 では、その係数の符号は有意にマイナスになっている一方、Table 9 の固定効果モデルの Model 2 では、それは有意にプラスになっている。アナリスト予想のバラツキが代理している環境条件が利

益の value relevance に影響をあたえるとはいえるものの、両者の関係の規則性はわからない。

つぎに、アナリストの数 (analyst coverage) と利益の value relevance との関係を確かめよう。アメリカにおいては、この環境変数は、利益の relevance に有意な影響をあたえていない。それと対照的に、日本では、どの分析モデル (Table) においても、他の環境変数を含めないかぎり、アナリストの数との交差項にかかる係数は正であり、仮説で予想したとおりの符号である。つまり、利益予想をするアナリストの数が多いほど、利益情報の value relevance は高くなっているといえる。これは、アナリストの情報媒介活動が、情報効率性を高めた結果であると解釈できる。ただし、追加的分析によって、この結果は、アナリストの数の大小ではなく、利益予想をするアナリストの有無、より正確に表現すると、I/B/E/S でカバーされているか否かに起因していることが判明した<sup>6</sup>。したがって、上述の情報媒介機能の評価には一定の留保が必要であろう。

最後に、アナリストの予測誤差と利益の value relevance との関係を確認してみよう。アメリカについては、利益予想誤差が代理している情報環境は、利益の relevance に有意な影響をあたえているとはいえない。他方、日本では、楽観的予想誤差が利益の relevance にプラスの影響をあたえている。つまり、アナリスト予想が楽観的であるほど、利益の relevance が高くなっている。この結果は、2 つの正反対のシナリオで解釈できる。ひとつは、楽観的な予測がなされた銘柄に、投資家の注目が集まり、その分、利益情報の効率性が増すという解釈で、アナリスト活動は呼び水効果をもっていると解するものである。もうひとつの逆の解釈は、アナリスト予想が楽観的であると、その信頼性が低く、実績値である利益情報への投資家の依存度が高まるという、アナリストの反面教師的な機能である。この論文の分析では、それらの当否を確かめることはできないが、日米の違いの証拠として注目されてよいであろう。

この節の分析によって、①アナリストの利益予想の変数を利用した複数の尺度 (metrics) は、それぞれ異なる情報環境の代理変数になっていること、つまり、情報環境は多面的であること、②利益の value relevance に影響をあたえる情報環境とあたえない情報環境があること、③情報環境と利益の value relevance との関係は日米で異なっていること、があきらかとなった。この研究は、日米の優劣の比較を問題とするのではなく、むしろ、ここでの検証結果は、単一尺度による一元的な比較が困難であること、あるいは不適切であることを示唆している。

## 5 追加分析

この節では、前節の分析結果を補完するために、異なる角度から、情報環境と利益の value

---

<sup>6</sup> アナリストの利益予想の有無でサンプルを 2 つのグループに分けて、利益にかかる係数の大小を比較したところ、本文で使用している 3 つの回帰手法のいずれにおいても、アナリストが利益予想をしている企業グループのほうが係数は有意に大きかった。

relevance の関係を分析する。前節では、回帰の利益資本化モデルを利用して、偏回帰係数の大きさによって、value relevance の高低を判断した。しかし、それが唯一の測定方法ではない。そこで、利益資本化モデルの推定値（予測値）を株式（企業）のファンダメンタル価値と見なしたうえで、それからの乖離の程度と情報環境との関係を分析した。

まず、第1段階として、次の回帰分析を行う（企業  $i$  については表記を省略）。

$$P_t = \alpha + \beta_1 EARN_t + \beta_2 LOSS_t + e_t \quad (5)$$

つぎに、第2段階では、上記の残差の絶対値を被説明変数として、以下の回帰分析を行う（企業  $i$  については表記を省略）。

$$|e_t| = \gamma_0 + \gamma_1 DISP_t + \gamma_2 COVER_t + \gamma_3 OPTFE_t + \gamma_4 PESFE_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

この推定結果は、Table 10 にまとめられている。アナリストの利益予想のバラツキ  $DISP$  は、日本のサンプルについて、残差を小さくする方向に作用している。この結果は、仮説と整合的ではない。他方、アメリカでは、 $DISP$  と利益の relevance とは正の関係にあったから、残差を小さくする方向に左右すると予想されたが、結果はそれとは異なり、有意な関係は観察されなかった。アナリストの数（ $COVER$ ）は、日米ともに、残差の大きさと有意な関係はなかった。

利益予想誤差については、興味深い結果が得られている。アメリカでは、利益予想誤差が大きいほど、残差の絶対値が大きくなっている。これは、利益予想にもとづいて株価形成がなされているときに、それと異なる実績利益情報が示すファンダメンタルに迅速には収束しない可能性を示している。しかも、悲観的予測誤差のほうが大きくファンダメンタル価値から乖離している。これは、もともと楽観的予測の信頼性が低く、それにしがって株価形成される傾向が弱いことを示唆している。他方、日本では、利益予測誤差と残差とのあいだに有意な関係はない。

最後に、上記のファンダメンタル価値からの乖離は将来消滅するのかを確かめるため、残差の大きさと将来リターンとの関係を分析した。回帰式は次の通りである（企業  $i$  については表記を省略）。

$$\begin{aligned} R_{t+1} = & \alpha + \beta_1 R_t + \beta_2 \ln\_SIZE_t + \beta_3 BM_t \\ & + \gamma_1 DISP_t + \gamma_2 COVER_t + \gamma_3 OPTFE_t + \gamma_4 PESFE_t \\ & + \delta_1 POS\_RESID_t + \delta_2 NEG\_RESID_t + u'_{t+1} \end{aligned} \quad (7)$$

ここで  $RESID$  は、利益の value relevance を検証した(5)式の残差であり、 $POS$  は正、 $NEG$  は負を表している。(7)式による推定結果は、Table 11 に記載した。この結果から、value



relevance の回帰残差には将来リターンの予測能力があるとはいえない。以上の結果は、①利益情報は value relevant であり、市場は利益情報にたいしておおむね効率的であること、②情報環境によって利益の value relevance は左右されるが、市場の効率性は必ずしも阻害されていないこと、③利益情報にかんして市場は効率的であることと、アナリスト予想のバラツキが将来リターンと有意な関係があることは共存すること、を示している。

## 6 おわりに

この論文では、アナリストの利益予想のバラツキ、アナリストの数、予想誤差を投資家の情報環境ととらえたうえで、その情報環境が利益情報の value relevance にどのような影響をあたえるのかを検証した。アメリカにおいて、アナリストの利益予想のバラツキは、仮説とは逆に、利益資本化係数を高める方向に作用していた。日本においては、アナリストの数が多いほど、利益情報が効率的に株価に反映されるという仮説と整合的な証拠が得られた。さらに、利益資本化モデルの回帰残差にかんする分析結果は、アメリカでの株価形成にはアナリストの利益予想が重要な役割を果たしており、その予測誤差が株価のファンダメンタルズからの乖離をもたらしことを示唆していた。このように、利益情報の value relevance は、投資家が直面する情報環境にも依存している。この実証結果は、異なる情報環境における利益の value relevance の違いを、法規制および会計制度の違いや会計基準の違いのみに還元することは誤りであること、従来の国際比較研究には重大な問題があることを示している。

この研究では、予備的考察として、アナリスト予想の変数 (metrics) と将来リターンとの関係をあきらかにするとともに、利益資本化モデルによる株式のファンダメンタル価値からの乖離 (回帰残差) と将来リターンとの関係も分析した。それは、利益情報について市場が効率的であり、利益情報が value relevant であることと、先行研究によってあきらかにされているアノマリーとが共存することを示すためであった。ほんらい、市場の情報効率性は、情報の種類や内容を特定したときに議論可能になるものであり、実際の市場が無条件にすべての情報にたいして効率的であるわけではない。この論文の成果は、そうした議論の混乱を整理するとともに、value relevance の研究とアノマリーの研究とを統合するうえで、有益な手がかりを提供している。

## 参 考 文 献

- Ackert, L. F. and G. Athanassakos, "Prior Uncertainty, Analyst Bias, and Subsequent Abnormal Returns," *Journal of Financial Research*, Vol. 20, No. 2, Summer 1997, 263 – 273.
- , "A Simultaneous Equations Analysis of Analysts' Forecast Bias, Analyst Following, and Institutional Ownership," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 30, Nos. 7-8, September 2003, 1017 – 1041.
- Ajinkya, B. B. and M. J. Gift, "Dispersion of Financial Analysts' Earnings Forecasts and the (Option Model) Implied Standard Deviations of Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 5, December 1985, 1353 – 1365.
- Alexandridis, G., A. Antoniou and D. Petmezas, "Divergence of Opinion and Post-Acquisition Performance," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 34, Nos. 3-4, April 2007, 439 – 460.
- Alford, A. W. and P. G. Berger, "A Simultaneous Equations Analysis of Forecast Accuracy, Analyst Following, and Trading Volume," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 14, No. 3, Summer 1999, 219 – 240.
- Anderson, K. L., J. H. Harris and E. So, "Opinion Divergence and the Post-Earnings Announcement Drift," working paper, AAA annual meeting, 2007.
- Ang, J. S. and S. J. Ciccone, "Analyst Forecasts and Stock Returns," working paper, Florida State University, 2001.
- Atiase, R. K., L. S. Bamber and R. N. Freeman, "Accounting Disclosures Based on Company Size: Regulations and Capital Markets Evidence," *Accounting Horizons*, Vol. 2, No. 1, March 1988, 18 – 26.
- Ayers, B. C. and R. N. Freeman, "Evidence That Analyst Following and Institutional Ownership Accelerate the Pricing of Future Earnings," *Review of Accounting Studies*, Vol. 8, No. 1, March 2003, 47 – 67.
- Baik, B. and C. Park, "Dispersion of Analysts' Expectations and the Cross-section of Stock Returns," *Applied Financial Economics*, Vol. 13, No. 11, November 2003, 829 – 839.
- Bamber, L. S., O. E. Barron and T. L. Stober, "Trading Volume and Different Aspects of Disagreement Coincident with Earnings Announcements," *Accounting Review*, Vol. 72, No. 4, October 1997, 575 – 597.
- Barron, O. E., "Trading Volume and Belief Revisions That Differ Among Individual Analysts," *Accounting Review*, Vol. 70, No. 4, October 1995, 581 – 597.
- Barron, O. E., D. Byard, C. Kile and E. J. Riedl, "High-Technology Intangibles and Analysts' Forecast," *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No. 2, May 2002a, 289 – 312.
- Barron, O. E., D. G. Harris and M. Stanford, "Evidence That Investors Trade on Private Event-Period Information around Earnings Announcements," *Accounting Review*, Vol. 80, No. 2, April 2005a, 403 – 421.
- Barron, O. E., O. Kim, S. C. Lim and D. E. Stevens, "Using Analysts' Forecast to Measure Properties of Analysts' Information Environment," *Accounting Review*, Vol. 73, No. 4, October 1998, 421 – 433.
- Barron, O. E., M. Stanford and Y. Yu, "Further Evidence on the Relation between Analysts' Forecast Dispersion and Stock Returns," working paper, Pennsylvania State University, 2005b.
- Barron, O. E. and P. S. Sturke, "Dispersion in Analysts' Earnings Forecasts as a Measure of Uncertainty,"

- Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 13, No. 3, Summer 1998, 245 – 270.
- Beneish, M. D., C. M. C. Lee and R. L. Tarpley, “Contextual Fundamental Analysis Through the Prediction of Extreme Returns,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 6, Nos. 2-3, June 2001, 165 – 189.
- Bhat, G., O.-K. Hope and T. Kang, “Does Corporate Governance Transparency Affect the Accuracy of Analyst Forecast?” *Accounting and Finance*, Vol. 46, No. 5, December 2006, 715 – 732.
- Bhushan, R., “Firm Characteristics and Analyst Following,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 11, Nos. 2-3, July 1989, 255 – 274.
- Boeheme, R. D., B. R. Danielsen and S. M. Sorescu, “Short-Sale Constraints, Differences of Opinion, and Overvaluation,” *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol. 41, No. 2, June 2006, 455 – 487.
- Botosan, C. A., “Disclosure Level and the Cost of Equity Capital,” *Accounting Review*, Vol. 72, No. 3, July 1997, 323 – 349.
- Botosan, C. A., M. A. Plumlee and Y. Xie, “The Role of Information Precision in Determining the Cost of Equity Capital,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 9, Nos. 2-3, June 2004, 233 – 259.
- Bradshaw, M. T., “The use of Target Prices to Justify Sell-Side Analysts’ Stock Recommendations,” *Accounting Horizons*, Vol. 16, No. 1, March 2002, 27 – 41.
- Branson, B. C., D. M. Guffey and D. P. Pagach, “Information Conveyed in Announcements of Analyst Coverage,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, No. 2, Summer 1998, 119 – 143.
- Brennan, M. J., N. Jagadeesh and B. Swaminathan, “Investment Analysis and the Adjustment of Stock Prices to Common Information,” *Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 4, Winter 1993, 799 – 824.
- Chen, X. and Q. Cheng, “On the Association between Analysts’ Forecast Errors and Past Stock Returns: A Re-examination,” working paper, University of Chicago, 2001.
- Chen, S. J., M. L. DeFond and C. W. Park, “Voluntary Disclosure of Balance Sheet Information in Quarterly Earnings Announcements,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 33, No. 2, June 2002, 229 – 251.
- Chen, J., H. Harrison and J. C. Stein, “Breadth of Ownership and Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 66, Nos. 2-3, November 2002, 171 – 205.
- Christensen, T. E., T. Q. Smith and P. S. Stuerke, “Public Predisclosure Information, Firm Size, Analyst Following, and Market Reactions to Earnings Announcements,” *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 31, Nos. 7-8, September/October 2004, 951 – 984.
- Collins, D. W., S. P. Kothari and J. D. Rayburn, “Firm Size and the Information Content of Prices with Respect to Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9 No. 2, July 1987, 111 – 138.
- Copeland, T., A. Dolgoff and A. Moel, “The Role of Expectations in Explaining the Cross-Section of Stock Returns,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 9, Nos. 2-3, June/September 2004, 149 – 188.
- Das, S., R.-J. Guo and H. Zhang, “Analysts’ Selective Coverage and Subsequent Performance of Newly Public Firms,” *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 3, June 2006, 1159 – 1185.
- Das, S., C. B. Levine and K. Sivaramakrishnan, “Earnings Predictability and Bias in Analysts’ Earnings Forecasts,” *Accounting Review*, Vol. 73, No. 2, April 1998, 277 – 294.
- Dempsey, “Predisclosure Information Search Incentives, Analyst Following, and Earnings Announcement Price Response,” *Accounting Review*, Vol. 64, No. 4, October 1989, 748 – 759.
- Diether, K. B., C. J. Malloy and A. Scherbina, “Differences of Opinion and the Cross Section of Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, October 2002, 2113 – 2141.

- Dische, A., "Dispersion in Analyst Forecasts and the Profitability of Earnings Momentum Strategies," *European Financial Management*, Vol. 8, No. 2, June 2002, 211 – 228.
- Donnelly, R. and C. Lynch, "The Ownership Structure of UK Firms and the Informativeness of Accounting Earnings," *Accounting and Business Research*, Vol. 32, No. 4, 2002, 245 – 257.
- Doukas, J. A., C. Kim and C. Pantzails, "The Two Faces of Analyst Coverage," *Financial Management*, Vol. 34, No. 2, Summer 2005, 99 – 125.
- Doukas, J. A., C. Kim and C. Pantzalis, "Divergent Opinions and the Performance of Value Stocks," *Financial Analysts Journal*, Vol. 60, No. 6, November/December 2004, 55 – 64.
- , "Divergence of Opinion and Equity Returns," *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol. 41, No. 3, September 2006a, 573 – 606.
- , "Divergence of Opinion and Equity Returns under Different States of Earnings Expectations," *Journal of Financial Markets*, Vol. 9, No. 3, August 2006b, 310 – 331.
- Downen, R. J., "The Reflection of Firm Size, Security Analyst Bias, and Neglect," *Applied Economics*, Vol. 21, No. 1, January 1989, 19 – 23.
- Doyle, J. T., R. J. Lundholm and M. T. Soliman, "The Extreme Future Stock Returns Following I/B/E/S Earnings Surprises," *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, No. 5, December 2006, 849 – 887.
- Elgers, P. T., M. H. Lo and R. J. Pfeiffer, Jr., "Delayed Security Price Adjustments to Financial Analysts of Annual Earnings," *Accounting Review*, Vol. 76, No. 4, October 2001, 613 – 632.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No.3, May/June 1973, 607 – 636.
- Freeman, R. N., "The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, No. 2, July 1987, 195 – 228.
- Garfinkel, J. A. and J. Sokobin, "Volume, Opinion Divergence, and Returns: A Study of Post-Earnings Announcement Drift," *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, No. 1, March 2006, 85 – 112.
- Gao, Y., C. X. Mao and R. Zhong, "Divergence of Opinion and Long-term Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Financial Research*, Vol. 29, No. 1, Spring 2006, 113 – 129.
- Gelb, D. S. and P. Zarowin, "Corporate Disclosure Policy and the Informativeness of Stock Prices," *Review of Accounting Studies*, Vol. 7, No. 1, March 2002, 33 – 52.
- Ghysels, E. and J. L. Juergens, "Stock Market Fundamentals and Heterogeneity of Beliefs: Tests Based on a Decomposition of Returns and Volatility," working paper, University of North Carolina, 2001.
- Graham, R. C. and R. D. King, "Industry Information Transfers: The Effect of Information Environment," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 23, Nos. 9-10, December 1996, 1289 – 1306.
- Han, B. H. and D. Manry, "The Implications of Dispersion in Analysts' Earnings Forecasts for Future ROE and Future Returns," *Journal of Business finance & Accounting*, Vol. 27, Nos. 1-2, January/March 2000, 99 – 125.
- Hanlon, M., J. Myers and T. Shevlin, "The Information Content of Dividends: Do Dividends Provide Information about Future Earnings?" working paper, University of Michigan, 2006.
- Hong, H. and T. Lim, "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies," *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 1, February 2000, 265 – 295.
- Houge, T., T. Loughran, G. Suchanek and Y. Xuemin, "Divergence of Opinion, Uncertainty, and the Quality of Initial Public Offerings," *Financial Management*, Vol. 30, No. 4, Winter 2001, 5 – 23.

- Jiambalvo, J., S. Rajgopal and M. Venkatachalam, "Institutional Ownership and the Extent to Which Stock Prices Reflect Future Earnings," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 19, No. 1, Spring 2002, 117 – 145.
- Johnson, T. C., "Forecast Dispersion and the Cross Section of Expected Returns," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 5, October 2004, 1957 – 1978.
- Kanagaretnam, K., G. J. Lobo and D. J. Whalen, "Relationship between Analysts Properties and Equity Bid-Ask Spreads and Depths around Quarterly Earnings Announcements," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, Nos. 9-10, November/December 2005, 1173 – 1799.
- Kwon, S. S., "Financial Analysts' Forecast Accuracy and Dispersion: High-Tech versus Low-Tech Stocks," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 19, No. 1, July 2002, 65 – 91.
- Lang, M. H., K. V. Lins and D. P. Miller, "ADRs, and Accuracy: Does Cross Listing in the United States Improve a Firm's Information Environment and Increase Market Value?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, No. 2, May 2003, 317 – 345.
- , "Concentrated Control, Analyst Following, and Valuation: Do Analysts Matter Most When Investors Are Protected Least?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 42, No. 3, June 2004, 589 – 623.
- Lang, M. H. and R. J. Lundholm, "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior," *Accounting Review*, Vol. 71, No. 4, October 1996, 467 – 492.
- L'Her, J. F. and J. M. Suret, "Consensus, Dispersion and Security Prices," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 13, No. 1, Spring 1996, 209 – 228.
- Liu, M., X. Danielle and T. Yao, "Why Does Analysts' Forecast Dispersion Predict Stock Returns? A Corporate Guidance Perspective," working paper, Boston College, 2004.
- Lipe, R., "The Relation between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information," *Accounting Review*, Vol. 65, No. 1, January 1990, 49 – 71.
- Lobo, G. J. and A. A. W. Mahmoud, "Relationship between Differential Amounts of Prior Information and Security Return Variability," *Journal of Accounting Research*, Vol. 27, No. 1, Spring 1989, 116 – 134.
- Lys, T. and L. G. Soo, "Analysts' Forecast Precision as a Response to Competition," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 10, No. 4, Fall 1995, 751 – 765.
- McNichols, M. and P. C. O'Brien, "Self-Selection and Analyst Coverage," *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, No. 3, Supplement 1997, 167 – 199.
- Mensah, Y. M., X. Song and S. S. M. Ho, "The Effect of Conservatism on Analysts' Annual Earnings Forecast Accuracy and Dispersion," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 19, No. 2, Spring 2004, 159 – 183.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther and R. H. Willis, "Reactions to Dividends Changes Conditional on Earnings Quality," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 18, No. 1, Winter 2003, 121 – 151.
- , "Earnings Surprises and the Cost of Equity Capital," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 19, No. 4, Fall 2004, 491 – 513.
- Miller, E. M., "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion," *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 4, September 1977, 1151 – 1168.
- , "Equilibrium with Divergence of Opinion," *Review of Financial Economics*, Vol. 9, No. 1, Spring 2000, 1 – 63.
- Mitra, S. and W. M. Cready, "Institutional Stock Ownership, Accrual Management, and Information

- Environment,” *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 20, No. 3, Summer 2005, 257 – 286.
- Mohanram, P., “Separating Winners from Losers among Low Book-to-Market Stocks Using Financial Statement Analysis,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, Nos. 2-3, September 2005, 133 – 170.
- O’Brien, P. C. and R. Bhushan, “Analyst Following and Institutional Ownership,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 28, Supplement 1990, 55 – 76.
- Park, C., “Stock Return Predictability and the Dispersion in Earnings Forecasts,” *Journal of Business*, Vol. 78, No. 6, November 2005, 2351 – 2375.
- Piotroski, J. D. and D. T. Roulstone, “The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices,” *Accounting Review*, Vol. 79, No. 4, October 2004, 1119 – 1151.
- Pownall, G. and P. J. Simko, “The Information Intermediary Role of Short Sellers,” *Accounting Review*, Vol. 80, No. 3, July 2005, 941 – 966.
- Qu, S., L. Starks and H. Yan, “Risk, Dispersion of Analyst Forecasts and Stock Returns,” working paper, University of Texas at Austin, 2003.
- Roulstone, D. T., “Analyst Following and Market Liquidity,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 20, No. 3, Fall 2003, 551 – 578.
- Sadka, R. and A. Scherbina, “Analyst Disagreement, Mispricing, and Liquidity,” working paper, University of Washington, 2006.
- Scherbina, A., “Analyst Disagreement, Forecast Bias and Stock Returns,” working paper, Harvard Business School, 2005.
- Stober, T. L., “Summary Financial Statement Measures and Analysts’ Forecasts of Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 15, Nos. 2-3, June/September 1992, 347 – 372.
- Trueman, B., “The Impact of Analyst Following on Stock Prices and the Implications for Firms’ Disclosure Policies,” *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 11, No. 3, Summer 1996, 333 – 354.
- Utama, S. and W. M. Cready, “Institutional Ownership, Differential Predisclosure Precision and Trading Volume at Announcement Dates,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, No. 2, December 1997, 129 – 150.
- Verdi, R. S., “Information Environment and the Cost of Equity Capital,” working paper, University of Pennsylvania, 2005.
- Walther, B. R., “Investor Sophistication and Market Earnings Expectations,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, No. 2, Autumn 1997, 157 – 179.
- Wu, J., “Divergence of Opinion and the Cross Section of Stock Returns,” working paper, University of Pennsylvania, 2004.
- 太田浩司, 「経営者予想に関する日米の研究：文献サーベイ」, 『武蔵大学論集』, 第 54 巻, 第 1 号, 2006 年 7 月, 53 – 94 頁.

**Table 1 Sample distribution**

Fis. Year	US December ending firms				JP March ending firms			
	Available	Trimmed	I/B/E/S	(%)	Available	Trimmed	I/B/E/S	(%)
1975	1,410	1,318	1,318	100				
1976	1,441	1,343	1,343	100				
1977	1,442	1,330	1,330	100				
1978	1,424	1,317	1,317	100				
1979	1,390	1,272	1,272	100				
1980	1,423	1,310	1,310	100				
1981	1,469	1,362	1,362	100				
1982	1,515	1,423	1,423	100				
1983	1,626	1,514	1,514	100	95	92	90	97.83
1984	1,664	1,544	1,544	100	314	297	273	91.92
1985	1,669	1,568	1,568	100	327	312	282	90.38
1986	1,806	1,711	1,711	100	335	315	295	93.65
1987	1,916	1,830	1,830	100	377	367	325	88.56
1988	1,933	1,844	1,844	100	407	386	341	88.34
1989	1,953	1,850	1,850	100	505	488	429	87.91
1990	1,936	1,837	1,837	100	589	566	504	89.05
1991	2,000	1,910	1,910	100	628	606	524	86.47
1992	2,064	1,951	1,951	100	660	625	530	84.80
1993	2,555	2,436	2,436	100	702	663	557	84.01
1994	2,760	2,593	2,593	100	788	740	605	81.76
1995	2,862	2,676	2,676	100	871	821	646	78.68
1996	3,117	2,932	2,932	100	957	915	708	77.38
1997	3,018	2,839	2,839	100	994	945	728	77.04
1998	2,846	2,692	2,692	100	1,020	953	733	76.92
1999	2,833	2,654	2,654	100	1,144	1,077	795	73.82
2000	2,998	2,817	2,817	100	1,259	1,182	871	73.69
2001	2,817	2,650	2,650	100	1,279	1,193	874	73.26
2002	2,651	2,490	2,490	100	1,309	1,217	873	71.73
2003	2,616	2,460	2,460	100	1,346	1,268	904	71.29
2004	2,582	2,424	2,424	100	1,424	1,339	903	67.44
2005	2,507	2,353	2,353	100	1,500	1,412	927	65.65
2006	2,273	2,108	2,108	100	1,450	1,349	897	66.49
Total	68,516	64,358	64,358	100	20,280	19,128	14,614	76.40

US sample: First, US samples are collected from CRSP/COMPUSTAT Merged Database – Industrial Annual. Second CRSP Monthly Stocks data is merged. Third, I/B/E/S data is merged. US firms are identified by currency code USD. The closing date of US firms is the end of December. JP sample: First, JP samples are collected from NIKKEI NEEDS financial data. Second, NIKKEI Stocks portfolio/master data is merged. Third, I/B/E/S data is merged. JP firms are identified by currency code JPY. The closing date of JP firms is the end of March. Firms of financial industry are excluded from both samples.

**Table 2 Descriptive statistics****Panel A: US**

	Mean	St. Dev.	Min	1 Q	Median	3 Q	Max
$R_t$	1.1307	0.5488	0.0096	0.7951	1.0594	1.3602	10.1543
<i>SIZE</i>	5.1116	1.8882	- 2.7353	3.8538	5.0742	6.3240	13.1295
<i>B/M</i>	0.0306	8.9729	- 735.7757	- 0.0006	0.2898	1.0559	275.3053
$P_t/P_{t-1}$	0.9107	0.7467	- 1.7971	0.6568	0.9624	1.2570	3.9077
<i>EARN</i>	0.0031	0.7745	- 8.8018	- 0.0546	0.0287	0.1757	4.1790
<i>DISP</i>	0.1616	1.0486	0.0000	0.0138	0.0341	0.0909	119.0000
<i>NUMEST</i>	6.4304	6.8294	1	2	4	9	48
<i>FE</i>	0.0114	1.3675	- 107.2676	- 0.0037	0.0000	0.0054	296.1103

**Panel B: JP**

	Mean	St. Dev.	Min	1 Q	Median	3 Q	Max
$R_t$	1.1075	0.4588	0.0055	0.8460	1.0460	1.2830	10.7634
<i>SIZE</i>	10.3612	1.7272	- 0.1222	9.2605	10.3144	11.4794	17.4739
<i>B/M</i>	8.1618	119.6347	- 8.7139	0.3634	0.8523	1.9447	6,676.0420
$P_t/P_{t-1}$	1.4777	11.1067	0.0001	0.5464	0.9304	1.4450	1,312.7660
<i>EARN</i>	0.2804	1.5295	- 0.2716	0.0279	0.0816	0.1858	37.1263
<i>DISP</i>	0.2481	0.7998	0.0000	0.0399	0.0871	0.2103	33.0000
<i>NUMEST</i>	3.8838	4.0810	1	1	2	5	26
<i>FE</i>	0.0354	1.1634	- 16.5650	- 0.0062	0.0005	0.0128	91.9911

$R_t$  is annual return, begins from 4 months after the closing date in year  $t-1$  and ends in 4 months after the closing date in year  $t$ . *SIZE* is market capitalization at the date  $T$ . Date  $T$  is the day 4 months after the closing date of year  $t$ . *B/M* is book-to-market. Book value of shareholders equity at the end of year  $t$  is divided by the stock price of the date  $T$ .  $P_t$  is the stock price of date  $T$ . *EARN* is earnings before special items, extraordinary items and taxes deflated by the stock price of end-of-previous-year (date “ $T-1$ ”). *DISP* is dispersion of analysts’ forecasts, the standard deviation of forecasts deflated by absolute value of the mean of forecasts. *NUMEST* is the number of analysts. *FE* is unexpected earnings, i.e. forecasting errors. In calculating *FE*, “forecasts – actual” is deflated by absolute value of the median forecast.



**Table 3 Signed rank test of *FE* (untrimmed sample)**

Fiscal Year	US December ending firms		JP March ending firms	
	<i>z</i>	<i>p</i> -value	<i>z</i>	<i>p</i> -value
1975	1.402	0.1608		
1976	0.599	0.5493		
1977	0.068	0.9460		
1978	1.318	0.1876		
1979	2.078	0.0377		
1980	0.763	0.4456		
1981	3.294	0.0010		
1982	1.006	0.3146		
1983	0.365	0.7151	1.770	0.0768
1984	2.377	0.0175	2.125	0.0336
1985	1.924	0.0543	2.206	0.0274
1986	- 0.299	0.7648	1.030	0.3030
1987	1.462	0.1436	0.227	0.8204
1988	1.780	0.0751	1.534	0.1249
1989	- 0.151	0.8801	3.423	0.0006
1990	1.463	0.1435	1.936	0.0529
1991	0.187	0.8513	2.669	0.0076
1992	0.175	0.8611	2.626	0.0086
1993	0.517	0.6051	4.137	0.0000
1994	0.251	0.8015	3.075	0.0021
1995	1.953	0.0508	3.955	0.0001
1996	1.577	0.1148	1.485	0.1376
1997	1.564	0.1178	3.059	0.0022
1998	2.603	0.0092	3.852	0.0001
1999	1.189	0.2345	4.264	0.0000
2000	2.326	0.0200	4.315	0.0000
2001	1.648	0.0994	5.317	0.0000
2002	1.154	0.2487	4.491	0.0000
2003	2.785	0.0054	3.000	0.0027
2004	1.318	0.1874	3.067	0.0022
2005	3.750	0.0002	2.192	0.0283
2006	1.422	0.1551	3.716	0.0002

Whether the median of *FE* is positive is tested by the signed rank (Mann-Whitney) test.

**Table 4 Determinants of analysts' coverage (untrimmed sample)****Panel A:** US (December 1976 – December 2006)

	(1) Fama – MacBeth Regression			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
$R_t$	0.0015	0.62	0.537	- 0.0005	- 0.32	0.750
$SIZE2_{t-1}$	0.0099	1.88	0.070	0.0063	0.64	0.521
$B/M_{t-1}$	0.0004	1.78	0.085	- 0.0001	- 7.41	0.000
	Adj. $R^2$ = - 0.0002			$F$ = 18.60 $p$ = 0.0000		

**Panel B:** JP (March 1985 – March 2007)

	(1) Fama – MacBeth Regression			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
$R_t$	- 0.0071	- 1.42	0.171	- 0.0027	- 0.50	0.619
$SIZE2_{t-1}$	0.0188	2.00	0.059	0.0141	0.99	0.321
$B/M_{t-1}$	0.0003	0.59	0.562	- 0.0000	- 0.17	0.864
	Adj. $R^2$ = - 0.0002			$F$ = 0.43 $p$ = 0.7331		

Regression Model:  $COVER_t = \alpha + \beta_1 R_t + \beta_2 SIZE2_{t-1} + \beta_3 BM_{t-1} + u_t$  $SIZE2$  is the standardized rank of  $SIZE$  in the year.  $COVER$  is the standardized rank of  $NUMEST$  in the year.

**Table 5 Analysts' forecasts variables and future returns (untrimmed sample)****Panel A:** US (December 1975 – December 2005)

	(1) Fama – MacBeth Regression			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
$R_t$	- 0.0496	- 9.47	0.000	- 0.1615	- 12.67	0.000
$\ln\_SIZE$	- 0.0035	- 1.37	0.181	- 0.0911	- 11.61	0.000
$B/M$	0.0022	1.82	0.078	0.0001	3.49	0.000
$DISP$	- 0.0043	- 0.97	0.341	- 0.0061	- 1.92	0.055
$COVER$	- 0.0135	- 0.63	0.535	- 0.0521	- 1.61	0.108
$OPTFE$	0.0174	0.56	0.582	- 0.0000	- 0.00	0.998
$PESFE$	- 0.0483	- 1.35	0.188	- 0.0004	- 0.73	0.463
Adj. $R^2 = 0.0052$			$F = 49.78 \quad p = 0.0000$			

**Panel B:** JP (March 1984 – March 2006)

	(1) Fama – MacBeth Regression			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
$R_t$	0.0173	0.66	0.513	- 0.0200	- 1.65	0.099
$\ln\_SIZE$	0.0017	0.47	0.645	0.0156	2.82	0.005
$B/M$	0.0015	0.34	0.740	- 0.0001	- 0.56	0.576
$DISP$	0.0012	0.13	0.894	- 0.0006	- 0.31	0.756
$COVER$	- 0.0150	- 0.21	0.833	0.0566	1.87	0.061
$OPTFE$	- 0.0810	- 0.72	0.478	- 0.0000	- 0.23	0.817
$PESFE$	1.9990	0.99	0.332	- 0.0000	- 0.93	0.351
Adj. $R^2 = 0.0321$			$F = 2.13 \quad p = 0.0377$			

Regression Model:  $R_{t-1} = \alpha + \beta_1 R_t + \beta_2 \ln\_SIZE_t + \beta_3 BM_t$  $+ \gamma_1 DISP_t + \gamma_2 COVER_t + \gamma_3 OPTUE_t + \gamma_4 PESUE_t + u_t$ 

$OPTFE$  is the optimistic  $FE$ , equals to  $FE$  if  $FE$  is positive, otherwise zero.  $PESFE$  is the pessimistic  $FE$ , equals to  $FE$  if  $FE$  is negative, otherwise zero.

**Table 6 Difference in earnings capitalization coefficient by information environments****-- Comparison of coefficient between lowest and highest quintiles (untrimmed sample)**

Panel A: US									
Fiscal	<i>DISP</i>			<i>COVER</i>			<i> FE </i>		
Year	Sign	<i>F</i>	<i>p</i> -value	Sign	<i>F</i>	<i>p</i> -value	Sign	<i>F</i>	<i>p</i> -value
1975	>	0.69	0.4069	<	2.41	0.1206	>	0.26	0.6134
1976	>	0.24	0.6241	>	1.78	0.1824	>	0.25	0.6202
1977	>	0.00	0.9514	>	2.85	0.0914	>	0.71	0.4007
1978	<	0.01	0.9342	<	0.06	0.8078	>	2.93	0.0869
1979	<	0.21	0.6482	<	1.19	0.2746	<	<b>4.42</b>	<b>0.0357</b>
1980	<	0.03	0.8661	>	0.35	0.5532	>	<b>22.64</b>	<b>0.0000</b>
1981	<	1.10	0.2934	>	1.06	0.3033	>	<b>4.77</b>	<b>0.0292</b>
1982	>	2.48	0.1153	<	3.53	0.0606	>	<b>5.88</b>	<b>0.0155</b>
1983	<	0.08	0.7816	<	0.05	0.8194	>	1.29	0.2567
1984	>	0.31	0.5791	<	0.02	0.8883	>	0.67	0.4138
1985	<	3.73	0.0536	<	0.98	0.3222	>	1.48	0.2234
1986	>	0.61	0.4357	>	0.84	0.3594	>	3.09	0.0790
1987	>	0.32	0.5705	>	0.09	0.7643	>	0.11	0.7442
1988	<	0.00	0.9758	<	0.09	0.7598	<	0.15	0.6952
1989	<	0.68	0.4088	>	0.82	0.3653	<	1.13	0.2869
1990	<	<b>15.21</b>	<b>0.0001</b>	>	3.78	0.0521	<	0.61	0.4335
1991	>	<b>6.82</b>	<b>0.0091</b>	<	0.02	0.8909	<	0.93	0.3358
1992	>	0.01	0.9286	>	0.02	0.8879	>	1.18	0.2768
1993	>	1.39	0.2382	<	<b>16.88</b>	<b>0.0000</b>	>	0.11	0.7355
1994	<	0.04	0.8427	>	0.30	0.5838	>	1.09	0.2955
1995	<	2.14	0.1441	<	1.15	0.2837	<	0.17	0.6836
1996	>	1.57	0.2099	>	1.07	0.3003	>	1.86	0.1731
1997	<	2.82	0.0933	>	0.38	0.5382	>	<b>4.14</b>	<b>0.0420</b>
1998	>	0.54	0.4612	<	0.79	0.3742	>	1.02	0.3133
1999	<	1.14	0.2856	>	1.44	0.2308	>	0.41	0.5196
2000	>	0.61	0.4338	<	<b>19.78</b>	<b>0.0000</b>	>	2.58	0.1083
2001	<	<b>41.07</b>	<b>0.0000</b>	<	0.35	0.5557	>	1.49	0.2225
2002	>	<b>11.07</b>	<b>0.0009</b>	<	1.95	0.1629	>	0.51	0.4731
2003	<	1.82	0.1778	<	2.12	0.1454	<	0.92	0.3380
2004	<	2.75	0.0973	<	<b>3.29</b>	<b>0.0700</b>	>	1.07	0.3010
2005	<	1.16	0.2808	<	0.03	0.8556	<	1.00	0.3180
2006	<	0.74	0.3904	>	2.08	0.1496	<	0.48	0.4888

**Table 6** Difference in earnings capitalization coefficient by information environments (*continued*)**Panel B: JP**

Fiscal Year	<i>DISP</i>			<i>COVER</i>			<i> FE </i>		
	Sign	<i>F</i>	<i>p</i> -value	Sign	<i>F</i>	<i>p</i> -value	Sign	<i>F</i>	<i>p</i> -value
1983	<	1.57	0.2161	>	0.97	0.3271	>	0.80	0.3722
1984	>	0.37	0.5461	>	<b>6.96</b>	<b>0.0087</b>	>	0.20	0.6586
1985	<	1.21	0.2720	>	2.10	0.1487	>	0.06	0.8094
1986	<	0.29	0.5923		n.a.		<	1.55	0.2141
1987	>	0.08	0.7815	>	<b>5.50</b>	<b>0.0195</b>	<	1.89	0.1706
1988	<	1.06	0.3051	>	0.69	0.4083	<	<b>3.89</b>	<b>0.0492</b>
1989	>	1.34	0.2474	>	<b>4.64</b>	<b>0.0317</b>	<	<b>5.05</b>	<b>0.0252</b>
1990	<	7.55	0.0064	<	0.00	0.9588	<	<b>5.28</b>	<b>0.0220</b>
1991	>	3.32	0.0693	>	1.34	0.2466	<	0.01	0.9426
1992	>	<b>5.09</b>	<b>0.0247</b>	>	0.95	0.3311	<	1.49	0.2226
1993	<	0.51	0.4743	<	0.85	0.3571	<	0.50	0.4778
1994	>	0.31	0.5788	>	0.57	0.4505	<	0.16	0.6935
1995	>	<b>25.48</b>	<b>0.0000</b>	>	1.12	0.2904	<	1.08	0.2980
1996	<	0.00	0.9613	>	<b>5.5e+5</b>	<b>0.0000</b>	<	0.00	0.9462
1997	>	2.14	0.1411	>	0.02	0.8898	<	1.24	0.2653
1998	>	0.82	0.3660	>	1.67	0.1971	>	0.91	0.3397
1999	>	2.86	0.0916	>	1.14	0.2867	<	<b>9.91</b>	<b>0.0017</b>
2000	<	<b>37.05</b>	<b>0.0000</b>	<	<b>9.25</b>	<b>0.0024</b>	<	<b>10.82</b>	<b>0.0010</b>
2001	>	2.69	0.1015	>	0.67	0.4149	<	<b>12.93</b>	<b>0.0003</b>
2002	<	0.74	0.3907	>	1.20	0.2737	<	2.01	0.1567
2003	>	<b>146.44</b>	<b>0.0000</b>	>	1.57	0.2108	<	<b>20.94</b>	<b>0.0000</b>
2004	>	0.01	0.9377	>	1.25	0.2638	<	0.67	0.4124
2005	<	1.18	0.2777	>	1.17	0.2788	<	0.87	0.3503
2006	>	1.94	0.1638	>	<b>12.36</b>	<b>0.0005</b>	<	<b>4.90</b>	<b>0.0271</b>

Regression Model:

$$P_t = \alpha + \beta_1 LOW * EARN_t + \beta_2 MID * EARN_t + \beta_3 HIGH * EARN_t + \beta_4 LOSS_t + u_t$$

*LOW* is a group dummy for the lowest quintile of information environment metrics. *HIGH* is a group dummy for the highest quintile of information environment metrics. *MID* is a group dummy for the middle 3 quintiles of information environment metrics. Sign “>” means coefficient for low firms is larger than coefficient for high firms. Bold is significant at the 0.05 level.

**Table 7 Correlations between variables**

<b>Panel A: US</b>							
	$P_t/P_{t-1}$	$EARN$	$DISP*EARN$	$COVER*EARN$	$FE*EARN$	$OPTFE*EARN$	$PESFE*EARN$
$P_t/P_{t-1}$	1.0000						
$EARN$	- 0.0074	1.0000					
$DISP*EARN$	0.0023	0.6644	1.0000				
$COVER*EARN$	- 0.0020	0.9830	0.6699	1.0000			
$FE*EARN$	0.0183	0.0221	- 0.2117	0.0170	1.0000		
$OPTFE*EARN$	- 0.0078	0.1389	0.1343	0.1355	0.3641	1.0000	
$PESFE*EARN$	0.0227	- 0.0306	- 0.2799	- 0.0347	0.9313	0.0000	1.0000
<b>Panel B: JP</b>							
	$P_t/P_{t-1}$	$EARN$	$DISP*EARN$	$COVER*EARN$	$FE*EARN$	$OPTFE*EARN$	$PESFE*EARN$
$P_t/P_{t-1}$	1.0000						
$EARN$	0.0207	1.0000					
$DISP*EARN$	0.0812	0.3749	1.0000				
$COVER*EARN$	0.0116	0.9139	0.4405	1.0000			
$FE*EARN$	0.0758	- 0.2469	- 0.1306	- 0.3715	1.0000		
$OPTFE*EARN$	0.2105	0.0684	0.0546	0.0556	0.4704	1.0000	
$PESFE*EARN$	- 0.0263	- 0.3162	- 0.1770	- 0.4506	0.8826	0.0002	1.0000

Correlations are calculated in the trimmed sample after deleted top 1% and bottom 1% samples concerning the above variables in each year.

#### Notes of Table 7 (page 6) & Table 8 (page 7)

Regression Model:  $P_t = \alpha + \beta_1 EARN_t + \beta_2 DISP_t * EARN_t + \beta_3 COVER_t * EARN_t + \beta_4 OPTUE_t * EARN_t + \beta_5 PESUE_t * EARN_t + \beta_6 LOSS_t + u_t$   
 $LOSS$  is  $EARN$  if  $EARN$  is negative, otherwise zero.

Each cell in Tables shows coefficient,  $t$ -value in parentheses and  $p$ -value in brackets.

**Table 8 Fama – MacBeth two stage regression modified by Newey – West robust estimation**

<b>Panel A: US</b>	<i>EARN</i>	<i>DISP*EARN</i>	<i>COVER*EARN</i>	<i>OPTFE*EARN</i>	<i>PESFE*EARN</i>	<i>LOSS</i>	Adj. $R^2$
Model 1	0.0551 (6.92) [0.000]					- 0.0329 (- 3.06) [0.005]	0.0030
Model 2	0.0443 (5.39) [0.000]	0.3001 (4.34) [0.000]				- 0.0302 (- 2.80) [0.009]	0.0040
Model 3	0.0494 (5.94) [0.000]		0.0139 (0.91) [0.370]			- 0.0337 (- 3.17) [0.003]	0.0038
Model 4	0.0582 (8.71) [0.000]			- 0.0798 (- 1.11) [0.277]	0.0633 (1.10) [0.280]	- 0.029 (- 2.97) [0.006]	0.0030
Model 5	0.0557 (5.84) [0.000]	0.3504 (4.15) [0.000]	- 0.0167 (- 0.89) [0.380]	- 0.1007 (- 1.44) [0.160]	0.0881 (1.37) [0.180]	- 0.0281 (- 2.79) [0.009]	0.0040
<b>Panel B: JP</b>	<i>EARN</i>	<i>DISP*EARN</i>	<i>COVER*EARN</i>	<i>OPTFE*EARN</i>	<i>PESFE*EARN</i>	<i>LOSS</i>	Adj. $R^2$
Model 1	0.4074 (2.44) [0.44]					- 3.9411 (- 2.46) [0.022]	0.0379
Model 2	0.4019 (2.42) [0.024]	0.6486 (1.17) [0.253]				- 4.1026 (- 2.45) [0.022]	0.0417
Model 3	0.3031 (2.02) [0.055]		1.7180 (3.67) [0.001]			- 5.3637 (- 3.04) [0.006]	0.0518
Model 4	0.3769 (2.35) [0.027]			3.1815 (2.86) [0.009]	- 4.4742 (-2.70) [0.013]	- 4.4742 (- 2.70) [0.013]	0.0455
Model 5	1,1691 (2.34) [0.028]	- 1.4541 (- 1.94) [0.064]	0.1542 (0.49) [0.626]	3.1815 (2.86) [0.009]	3.4228 (0.33) [0.744]	- 5.8089 (- 2.29) [0.032]	0.0415

**Table 9 Fixed Effects Model**

<b>Panel A: US</b>	<i>EARN</i>	<i>DISP*EARN</i>	<i>COVER*EARN</i>	<i>OPTFE*EARN</i>	<i>PESFE*EARN</i>	<i>LOSS</i>	<i>F (p) [R<sup>2</sup>]</i>
Model 1	0.1884 (16.01) [0.000]					- 0.2216 (- 14.67) [0.000]	129.30 (0.000) [0.0007]
Model 2	0.1796 (14.94) [0.000]	0.2443 (3.02) [0.003]				- 0.2195 (- 14.54) [0.000]	88.74 (0.0000) [0.0008]
Model 3	0.1923 (12.88) [0.000]		- 0.0086 (- 0.43) [0.667]			- 0.2219 (- 14.66) [0.000]	86.16 (0.0000) [0.0007]
Model 4	0.1951 (14.73) [0.000]			- 0.0363 (- 0.58) [0.563]	0.0762 (1.11) [0.268]	- 0.2240 (- 12.79) [0.000]	55.20 (0.0000) [0.0007]
Model 5	0.2044 (11.95) [0.000]	0.3433 (3.84) [0.000]	- 0.0416 (- 1.87) [0.062]	- 0.0641 (- 1.01) [0.314]	0.1085 (1.57) [0.116]	- 0.2222 (- 12.63) [0.000]	38.58 (0.0000) [0.0008]
<b>Panel B: JP</b>	<i>EARN</i>	<i>DISP*EARN</i>	<i>COVER*EARN</i>	<i>OPTFE*EARN</i>	<i>PESFE*EARN</i>	<i>LOSS</i>	<i>F (p) [R<sup>2</sup>]</i>
Model 1	0.6047 (2.17) [0.030]					- 4.3657 (- 2.60) [0.009]	3.90 (0.0202) [0.0011]
Model 2	0.6027 (2.16) [0.031]	1.5298 (3.70) [0.000]				- 4.4930 (- 2.69) [0.007]	12.45 (0.0000) [0.0011]
Model 3	0.5726 (2.02) [0.044]		2.5725 (4.24) [0.000]			- 5.6849 (- 3.46) [0.001]	22.23 (0.0000) [0.0013]
Model 4	1.7179 (5.00) [0.000]			3.7235 (2.63) [0.009]	- 7.4540 (- 1.33) [0.185]	- 6.7204 (- 3.72) [0.002]	17.86 (0.0000) [0.0006]
Model 5	1.4915 (2.99) [0.003]	- 0.0212 (- 0.05) [0.959]	0.6234 (0.98) [0.327]	3.7445 (2.61) [0.009]	- 7.3817 (- 1.31) [0.189]	- 6.7274 (- 3.72) [0.000]	14.62 (0.0000) [0.0006]



**Table 10 Explanation for absolute value of residuals**

<b>Panel A: US</b>	(1) Fama – MacBeth regression			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
<i>Const.</i>	0.4884	57.70	0.000	0.4766	34.25	0.000
<i>DISP</i>	- 0.0038	- 1.30	0.203	0.0006	0.26	0.798
<i>COVER</i>	0.0027	0.20	0.843	0.0290	1.34	0.182
<i>OPTFE</i>	0.1462	2.65	0.013	0.0451	2.39	0.017
<i>PESFE</i>	- 0.3024	- 6.01	0.000	- 0.1258	- 2.98	0.003
	Adj. $R^2 = 0.0025$			$F = 3.65 \quad p = 0.0056$		
<b>Panel B: JP</b>	(1) Fama – MacBeth regression			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
<i>Const.</i>	1.5141	3.20	0.004	3.1094	1.61	0.107
<i>DISP</i>	- 0.1406	- 2.36	0.027	- 0.0639	- 2.39	0.017
<i>COVER</i>	- 0.5291	- 1.27	0.217	- 2.8240	- 1.03	0.302
<i>OPTFE</i>	- 0.4793	- 0.77	0.448	0.0101	1.26	0.207
<i>PESFE</i>	0.1903	0.23	0.821	- 0.8258	- 1.14	0.256
	Adj. $R^2 = 0.0036$			$F = 2.24 \quad p = 0.0627$		

Regression Model

1<sup>st</sup> stage:  $P_t = \alpha + \beta_1 EARN_t + \beta_2 LOSS_t + RESID_t$ 2<sup>nd</sup> stage:  $|RESID_t| = \gamma_0 + \gamma_1 DISP_t + \gamma_2 COVER_t + \gamma_3 OPTUE_t + \gamma_4 PESUE_t + e_t$  $RESID$  is residuals by 1<sup>st</sup> stage regression.

**Table 11 Reexamination on the explanatory power for future returns**

Panel A1: US	(1) Fama – MacBeth regression			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
$R_t$	- 0.0436	- 2.82	0.008	- 0.1616	- 8.74	0.000
<i>SIZE</i>	- 0.0007	- 0.27	0.789	- 0.0709	- 9.10	0.000
<i>B/M</i>	0.0069	2.33	0.027	0.0125	4.08	0.000
<i>DISP</i>	0.0001	0.01	0.989	- 0.0052	- 1.45	0.148
<i>COVER</i>	- 0.0153	- 0.80	0.433	- 0.0398	- 1.24	0.214
<i>OPTFE</i>	- 0.0072	- 0.13	0.894	0.0231	0.53	0.598
<i>PESFE</i>	- 0.0434	- 0.32	0.753	- 0.1351	- 1.88	0.060
<i>POS_RESID</i>	0.0000	0.00	0.999	0.0168	0.71	0.480
<i>NEG_RESID</i>	- 0.0015	- 0.16	0.876	- 0.0128	- 1.19	0.233
Adj. $R^2 = 0.0072$			$F = 50.83 \quad p = 0.0000$			

Panel A2: US	(1) Fama – MacBeth regression			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
$R_t$	- 0.0508	- 5.14	0.000	- 0.1556	- 12.39	0.000
<i>SIZE</i>	- 0.0034	- 1.21	0.234	- 0.0885	- 11.26	0.000
<i>B/M</i>	0.0023	1.96	0.059	0.0001	4.16	0.000
<i>DISP</i>	- 0.0047	- 1.13	0.267	- 0.0062	- 1.95	0.051
<i>POS_RESID</i>	0.0035	0.24	0.815	- 0.0111	- 1.26	0.207
<i>NEG_RESID</i>	- 0.0032	- 0.56	0.581	- 0.0234	- 3.89	0.000
Adj. $R^2 = 0.0067$			$F = 62.56 \quad p = 0.0000$			

**Table 11 Reexamination on the explanatory power for future returns** (*continued*)

Panel B1: JP	(1) Adjusted Fama – MacBeth			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
$R_t$	- 0.0021	- 0.12	0.907	- 0.0202	- 1.66	0.097
<i>SIZE</i>	- 0.0016	- 0.46	0.650	0.0150	2.66	0.008
<i>B/M</i>	- 0.0027	- 1.16	0.259	- 0.0001	- 0.57	0.569
<i>DISP</i>	- 0.0050	- 0.77	0.447	- 0.0006	- 0.29	0.770
<i>COVER</i>	0.0460	1.77	0.090	0.0579	1.95	0.052
<i>OPTFE</i>	- 0.1549	- 1.34	0.193	- 0.0000	- 0.31	0.757
<i>PESFE</i>	- 0.0221	- 0.38	0.707	- 0.0000	- 0.93	0.353
<i>POS_RESID</i>	0.0029	0.76	0.454	0.0001	0.53	0.593
<i>NEG_RESID</i>	0.0215	1.70	0.103	- 0.0002	- 0.58	0.563
Adj. $R^2 = 0.0166$			$F = 1.74 \quad p = 0.0753$			
Panel B2: JP	(1) Adjusted Fama – MacBeth			(2) Fixed Effects Model		
	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value	Coef.	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
$R_t$	- 0.0051	- 0.29	0.778	- 0.0198	- 1.63	0.103
<i>SIZE</i>	- 0.0023	- 0.65	0.522	0.0143	2.54	0.011
<i>B/M</i>	- 0.0032	- 1.20	0.241	- 0.0001	- 0.59	0.555
<i>DISP</i>	- 0.0053	- 0.84	0.409	- 0.0008	- 0.40	0.687
<i>POS_RESID</i>	0.0033	0.96	0.348	0.0001	0.53	0.595
<i>NEG_RESID</i>	0.0236	1.99	0.058	- 0.0003	- 1.28	0.201
Adj. $R^2 = 0.0040$			$F = 1.77 \quad p = 0.1022$			

Regression Model:

$$R_{t+1} = \alpha + \beta_1 R_t + \beta_2 \ln\_SIZE_t + \beta_3 BM_t + \gamma_1 DISP_t + \gamma_2 COVER_t + \gamma_3 OPTUE_t + \gamma_4 PESUE_t + \delta_1 POS\_RESID_t + \delta_2 NEG\_RESID_t + u_{t+1}$$

*POS\_RESID* is *RESID* if *RESID* is positive, otherwise zero. *NEG\_RESID* is *RESID* if *RESID* is negative, otherwise zero. *RESID* is residuals (see the footnote of Table 9).

Appendix

**Table A1**

Fis, Year	<i>EARN</i>			<i>ACTUAL</i>			<i>EXCL</i>		
	Mean	Median	S.D.	Mean	Median	S.D.	Mean	Median	S.D.
1975	- 0.2975	0.0705	3.9816	0.6614	0.0175	15.1964	- 0.9546	0.0479	15.5325
1976	- 0.3543	0.0849	4.3376	- 0.1642	0.0164	2.7025	- 0.2042	0.0577	4.8162
1977	- 0.2624	0.0931	4.5557	- 0.1268	0.0195	3.2874	- 0.1339	0.0695	5.1034
1978	- 0.4398	0.0963	5.4156	10.7670	0.0190	395.6940	- 11.1166	0.0741	395.6864
1979	- 0.5207	0.1019	6.3349	- 5.6653	0.0176	195.0122	5.1805	0.0808	195.1222
1980	- 0.3137	0.0798	6.4175	- 0.1849	0.0192	16.6694	- 0.1392	0.0593	17.8077
1981	- 0.3770	0.0654	9.6297	- 0.0864	0.0166	7.0148	- 0.2990	0.0542	12.0091
1982	- 0.2947	0.0487	6.9232	0.1536	0.0176	3.6816	- 0.3754	0.0333	7.6142
1983	- 0.2616	0.0467	5.8144	- 0.3357	0.0163	13.0764	0.0618	0.0316	14.2765
1984	- 0.2975	0.0423	6.2402	0.0532	0.0156	6.8127	- 0.2637	0.0293	8.9478
1985	- 0.3132	0.0238	4.7767	- 2.0663	0.0167	74.9283	1.7478	0.0153	75.0471
1986	- 0.1423	0.0174	2.7897	- 0.0243	0.0189	3.7337	- 0.1239	0.0091	4.1984
1987	- 0.1893	0.0166	3.2634	- 0.5939	0.0187	18.3038	0.3891	0.0111	18.1534
1988	- 0.0832	0.0173	2.6124	- 0.1093	0.0211	3.7996	0.0148	0.0091	4.4492
1989	- 0.0918	0.0194	3.3969	- 0.0681	0.0179	2.0353	- 0.0363	0.0081	3.8448
1990	3.4147	0.0106	150.5610	- 0.0282	0.0181	1.4309	3.8124	0.0033	158.3004
1991	0.0684	0.0075	7.2549	- 0.3927	0.0162	14.5382	0.4628	- 0.0025	16.5650
1992	0.1386	0.0117	13.6027	- 0.7617	0.0157	22.1985	0.9910	- 0.0022	26.3476
1993	- 0.1788	0.0168	5.7411	- 0.6274	0.0218	18.6485	0.4383	0.0048	19.5406
1994	- 0.1023	0.0225	3.0482	- 0.1439	0.0235	4.8865	0.0277	0.0083	5.5434
1995	- 0.0634	0.0309	3.9093	0.2523	0.0278	20.9562	- 0.3239	0.0051	21.0542
1996	0.1975	0.0258	20.2379	0.2437	0.0260	20.5076	0.0005	0.0024	29.2288
1997	- 0.1518	0.0248	2.6821	- 1.5212	0.0237	40.7814	1.3850	- 0.0041	40.7678
1998	- 0.0519	0.0234	2.9819	0.6625	0.0233	69.9698	- 0.7298	- 0.0017	70.1635
1999	- 0.2346	0.0205	7.6978	- 0.2637	0.0285	23.3976	0.0163	- 0.0018	25.2936
2000	- 0.2469	0.0114	22.2289	0.1019	0.0300	25.6224	- 0.3727	- 0.0093	35.9841
2001	- 0.1487	0.0066	6.1570	1.7059	0.0324	44.5324	- 1.8858	- 0.0185	46.1083
2002	0.2051	0.0119	17.5282	1.0963	0.0280	30.9874	- 0.8644	- 0.0097	37.0021
2003	0.3680	0.0178	27.6276	0.2089	0.0288	13.6540	0.1892	- 0.0020	31.9617
2004	0.0974	0.0283	13.5543	0.6791	0.0279	23.6221	- 0.5749	0.0012	27.5623
2005	0.0260	0.0323	15.1212	0.0340	0.0284	11.5133	- 0.0122	0.0088	19.5434
2006	0.1571	0.0396	16.0367	0.6134	0.0280	17.1537	- 0.4690	0.0113	24.2046

*EXCL = EARN - ACTUAL*

**Table A2**

Fis. Year	Pared-t test		Wilcoxon test		<i>F</i> test	
	<i>EARN</i> – <i>ACTUAL</i>		<i>EARN</i> – <i>ACTUAL</i>		<i>SD(EARN)/SD(ACTUAL)</i>	
	<i>t</i>	<i>p</i> -value	<i>z</i>	<i>p</i> -value	<i>F</i>	<i>p</i> -value
1975	- 2.194	0.028	5.419	0.000	0.069	0.000
1976	- 1.528	0.127	5.914	0.000	2.576	0.000
1977	- 0.945	0.345	6.836	0.000	1.921	0.000
1978	- 1.013	0.311	6.948	0.000	0.000	0.000
1979	0.938	0.348	8.044	0.000	0.001	0.000
1980	- 0.281	0.779	6.302	0.000	0.148	0.000
1981	- 0.911	0.362	6.591	0.000	0.188	0.000
1982	- 1.813	0.070	5.056	0.000	3.536	0.000
1983	0.167	0.868	4.200	0.000	0.198	0.000
1984	- 1.143	0.253	4.704	0.000	0.839	0.001
1985	0.900	0.368	2.841	0.005	0.004	0.000
1986	- 1.192	0.234	3.006	0.003	0.558	0.000
1987	0.891	0.373	3.662	0.003	0.032	0.000
1988	0.140	0.889	2.787	0.005	0.473	0.000
1989	- 0.396	0.692	2.879	0.004	2.785	0.000
1990	1.008	0.314	1.737	0.082	1.10E+04	0.000
1991	1.195	0.232	0.696	0.487	0.249	0.000
1992	1.624	0.105	- 0.117	0.907	0.376	0.000
1993	1.081	0.280	1.619	0.106	0.095	0.000
1994	0.251	0.802	1.914	0.056	0.389	0.000
1995	- 0.788	0.431	1.128	0.259	0.035	0.000
1996	0.001	0.999	0.977	0.328	0.974	0.471
1997	1.777	0.076	- 1.061	0.289	0.004	0.000
1998	- 0.528	0.598	0.117	0.907	0.002	0.000
1999	0.033	0.974	- 0.398	0.691	0.108	0.000
2000	- 0.541	0.588	- 2.155	0.031	0.753	0.000
2001	- 2.061	0.039	- 5.062	0.000	0.019	0.000
2002	- 1.138	0.255	- 2.031	0.042	0.320	0.000
2003	0.289	0.773	0.363	0.716	4.094	0.000
2004	0.315	0.843	0.694	0.488	0.329	0.000
2005	0.976	0.512	1.991	0.047	1.725	0.000
2006	- 0.879	0.379	2.688	0.007	0.874	0.002